

بررسی تغییرات کَشش قیمتی تقاضای برق بخش خانگی در ایران

با کاربرد روش فیلتر کالمن

علی اصغر اسماعیل نیا^۱

تیمور محمدی^۲

ابوطالب زمانی^۳

پذیرش: ۱۳۹۲/۰۹/۲۰

دریافت: ۱۳۹۲/۰۷/۱۶

چکیده

نظر به اهمیتی که انرژی برق در پیشرفت و توسعه ی جوامع بشری دارد و به دلیل نقش تقاضای برق در سیاست گذاری ها و تصمیمات مربوط به تولید، انتقال و توزیع این انرژی حیاتی، ضروری است که تقاضای انرژی برق و بخصوص کَششهای قیمتی و درآمدی تقاضای آن مورد مطالعه و بررسی قرار گیرد. انرژی برق نسبت به سایر حاملهای انرژی، ضمن داشتن نقش مؤثر در تولید و مصرف، اهمیت ویژه ای نیز در فرآیند تصمیم گیری اقتصادی واجتماعی دارد. روند تغییرات مصرف برق در بخش خانگی طی سالهای گذشته نشان از رشد شدید مصرف آن در این بخش دارد. مصرف کل در بخش خانگی طی دوره ۱۳۵۶ تا ۱۳۸۰ حدود ۱۰ برابر و مصرف سرانه هر مشترک حدود ۳ برابر شده است. لذا بکارگیری تکنولوژی های روز دنیا در تولید لوازم خانگی در جهت بهینه سازی مصرف به منظور رفاه بیشتر خانوارها دارای اهمیت است. با توجه به ضرورت مطالعه در حوزه تخمین کَشش قیمتی تقاضای برق و نظر به اهمیت آن در سیاست گذاری، مطالعات متعددی در این خصوص در کشور ایران و سایر کشورها انجام شده است. این مطالعه در نظر دارد با بکارگیری تکنیک اقتصاد سنجی فیلتر کالمن روند تغییرات کَشش قیمتی تقاضای برق در بخش خانگی ایران و میزان تأثیرپذیری مصرف برق از سیاست قیمت گذاری را تعیین نماید و همچنین با توجه به تأثیرگذاری عوامل غیر قابل مشاهده و متغیر های دیگری که از مدل حذف شده اند از تکنیک فیلتر کالمن با هدف جلوگیری از برآورد اریب دار ضرایب استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می دهد که کَشش قیمتی تقاضای برق در طی زمان متغیر است و قدر مطلق کَشش قیمتی تقاضای برق در طی بازه زمانی مورد مطالعه کاهش یافته و از رقمی نزدیک به یک در دهه ۴۰ به رقمی پایین تر از یک در ابتدای دهه ۹۰ تقلیل یافته است.

واژگان کلیدی: تقاضای برق، فیلتر کالمن، کَشش قیمتی

۱. استاد یار دانشکده اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، (نویسنده مسئول) Email: aeketabi@gmail.com

۲. استاد یار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

۳. کارشناس ارشد اقتصاد از دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، Email: taleb.zamani@gmail.com

مقدمه

امروزه این واقعیت در همه جای دنیا پذیرفته شده است که تعمیق فرآیند رشد صنعتی به فراهم بودن انرژی لازم و متناسب آن، بستگی دارد، بطوری که یکی از شاخص های پیشرفته بودن صنایع کشورها میزان تولید و مصرف انرژی برق آنهاست و بیشتر کشورها برای تامین و توسعه این انرژی حیاتی سرمایه گذاری های فراوانی را انجام می دهند. بکارگیری انرژی برق با پیشرفت زیاد فناوری و اختراع دستگاه های جدید به منظور رفاه بیشتر مصرف کنندگان اهمیت بیشتری یافته است. به دو دلیل عمده، انرژی برق نسبت به سایر انرژیها در اولویت است، یکی اینکه قرن جدید، قرن مصرف انبوه و افزایش روز افزون نیازهای انسان فرا صنعتی است که گسترش تحقیق و توسعه در تولید تجهیزات و لوازم مصرفی خانگی و صنعتی را ضروری می نماید و منجر به تقاضای بیشتر انرژی برق می گردد. دلیل دوم کارایی بالای انرژی برق در همه زمینه ها، در دسترس بودن، قابلیت انتقال راحت تر آن و همچنین پاک تر بودن آن از نظر زیست محیطی نسبت به سایر منابع فسیلی انرژی است.

یکی از مسائل مهم روز کشور ایجاد تعادل بین عرضه و تقاضای انرژی، افزایش سطح کارایی و اصلاح الگوی مصرف می باشد. با توجه به آمار تفصیلی صنعت برق کشور در سال ۱۳۹۰ مصرف برق در بخش خانگی، ۳۱ درصد کل مصرف برق را تشکیل می دهد. قیمت پایین انرژی در کشور در مقایسه با سایر عوامل تولید و کالاها، روند فزاینده مصرف انرژی در کشور را به دنبال داشته است. مصرف انرژی در کشور از کارایی مطلوبی برخوردار نیست، یعنی با توجه به سطح تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی بسیار بالا است. به عبارت دیگر، شدت انرژی مصرفی یعنی مقدار انرژی مصرفی به ازای یک واحد تولید ناخالص داخلی در سطح بالایی قرار دارد. روند شدت انرژی در سالهای گذشته، حکایت از آن دارد که بهره وری انرژی (عکس شدت انرژی) کاهش یافته است. بالا بودن عرضه انرژی در کشور، بیانگر عدم استفاده بهینه از انرژی است که این امر عمدتاً ناشی از وفور نسبی انرژی و عرضه آن با قیمت پایین در ایران می باشد که به واسطه محدودیت امکانات الگوی مصرف جامعه با تخصیص بهینه منابع در اقتصاد هماهنگ نیست (اسماعیل نیا علی اصغر، ۱۳۷۸). از برنامه سوم توسعه کشور، تصمیم گیری در مورد سیاستهای قیمت گذاری انرژی به

منظور تداوم افزایش سطح قیمتهای انرژی تا رسیدن به قیمت واقعی آن، به یکی از مباحث مهم و بحث برانگیز به خصوص در نحوه اجرای آن تبدیل شده است. در همین راستا طرح هدفمندی یارانه ها در سال ۱۳۸۸ به تصویب رسید و در سال ۱۳۸۹ توسط دولت اجرایی گردید، با این وجود تا واقعی شدن قیمتها فاصله زیادی وجود دارد. نتایج این مطالعه در سیاست‌گذاری اصلاح قیمت برق در بخش خانگی در راستای اجرای قانون هدفمندی یارانه ها حائز اهمیت خواهد بود.

با توجه به اینکه مدلسازی اقتصاد سنجی در دو دهه اخیر با تحلیل همگرایی^۱ انجام شده است و تحلیل اقتصاد سنجی انرژی برق نیز از این امر مستثنی نیست. در بررسی فرضیه این مطالعه بایستی ناپایداری متغیرهای مدل (کشش درآمدی و قیمتی متغیر در زمان) قبل از برآورد، با بکارگیری آزمون هانسن تایید و یا رد گردد. اگر متغیرهای تخمین زده شده در طول زمان تغییر کنند روش فیلتر کالمن مناسب ترین روش خواهد بود. روش فیلتر کالمن در مورد ناپایداری پارامترها بر روش حداقل مربعات برتری دارد (آر.انگلیسی-لاتز، ۲۰۱۱).

به منظور برآورد صحیح تری از کشش قیمتی تقاضای برق با استفاده از مدل هایی که ضریب آنها در طول زمان تغییر می یابند^۲، در این تحقیق سعی شده است، برآورد کشش قیمتی تقاضای برق در بخش خانگی ایران با استفاده از یک روش پیشرفته فیلتر کالمن انجام پذیرد.

بخش اول مقاله به مرور ادبیات و مختصری از مطالعات نظری داخلی و بین المللی در خصوص تخمین کشش قیمتی تقاضای برق بخش خانگی در ایران می باشد. در ادامه بخش دوم به متدولوژی فیلتر کالمن، داده های استفاده شده و مدل مفهومی پرداخته شده است. در بخش سوم نتایج تجربی این مطالعه ارائه شده است. در بخش پایانی تفسیر نتایج، استنتاجات سیاستی و کاربردی و پیشنهادات برای مطالعات آینده بیان شده است.

1. Cointegration
2. Time Varying Coefficient

۱- مروری بر ادبیات و مبانی نظری

تحلیل تابع تقاضای برق یکی از روشهایی است که برای پیش بینی رابطه بین پدیده ها و متغیر های اقتصادی بکار می رود. از طریق تحلیل تابع تقاضای یک کالا می توان به چگونگی سیاست تغییر قیمتها بر روی تقاضای آن کالا پی برد. منحنی تقاضا برای یک کالا نشان می دهد که اگر قیمتها کاهش یابد، در هر قیمتی مصرف کنندگان معمولاً حاضر به خرید مقدار بیشتری از آن کالا هستند. با افزایش قیمتها معمولاً انتظار بر این است که مصرف کنندگان حساسیت (کشش قیمتی تقاضا) نسبت به تغییرات قیمت نشان دهند که می تواند کاهش مصرف را از طریق استفاده از کالای جانشین یا استفاده بهینه از کالای مورد نظر به دنبال داشته باشد. با افزایش قیمتها معمولاً انتظار بر این است که مصرف کنندگان حساسیت (کشش قیمتی تقاضا) نسبت به تغییرات قیمت نشان دهند، یا به دنبال یافتن راهی برای مصرف بهینه و استفاده از تکنیکهای مدیریت انرژی و یا حتی جایگزینی با سایر منابع انرژی باشند.

یکی از راه های استخراج تابع تقاضا استفاده از تابع مطلوبیت مستقیم است. تابع مطلوبیت مستقیم یک مصرف کننده دلالت بر ارزش ذاتی دارد که وی از مصرف کالاهای مختلف بدست می آورد. این تابع را می توان به شکل زیر نوشت:

$$U = U(Q_1, Q_2, \dots, Q_n, Z) \quad (1)$$

که Q_i بیانگر سطح مصرف کالای i ام در یک دوره زمانی معین (مثلاً یک سال) و Z مجموعه ای از پارامترها است که سلیقه مصرف کنندگان و سایر عوامل را نشان می دهد. مجموعه قیمت های P_1 و P_2 و... و P_n برای n کالا و درآمد مصرف کننده I قید بودجه را به شکل زیر تعریف می کند:

$$\sum_{i=1}^n p_i q_i \leq I \quad (2)$$

حداکثر مطلوبیت مصرف کننده با توجه به قید بودجه، مجموعه تقاضای مارشالی را برای هر کالای مصرف شده، توسط هر خانوار نتیجه می دهد.

$$Q = Q(p_1, p_2, \dots, p_n, I, Z) \quad (3)$$

تابع تقاضای (۳) را می توان به شکل ساده زیر نوشت:

$$Q_e = Q_e(P_e, P_s, P, I, Z) \quad (۴)$$

که e بیانگر الکتریسیته و اندیس s نیز بر شکل انرژی جانشین و p بر شاخص قیمت سایر کالاها دلالت دارد. با فرض همگنی درجه صفر تابع تقاضا می توان نوشت:

$$Q_e = Q_e\left(\frac{P_e}{P}, \frac{P_s}{P}, \frac{I}{P}, Z\right) \quad (۵)$$

بنابراین با شروع از نظریه ترجیحات مصرف کننده می توان به تابع تقاضایی رسید که بستگی به قیمت آن کالا، قیمت جانشین ها و درآمد بر حسب ارقام حقیقی دارد. تاثیر سایر عوامل Z را نیز می توان به صورت صریح در نظر گرفت. شکل نهایی عبارت (۵) می تواند به گونه های کاملا متفاوتی باشد. Q_e میتواند مصرف کل خانوار یا مصرف سرانه باشد، تابع تقاضا می تواند خطی یا لگاریتمی خطی یا به شکل متعالی لگاریتمی باشد و می تواند حاوی متغیرهای وقفه دار باشد، Z نیز می تواند شامل قیدهای بخش عرضه مثل دست یابی و غیره باشد.

از جمله دیگر عوامل موثر بر تابع تقاضای برق بخش خانگی می توان تعداد خانوار، توزیع درآمد در میان خانوارها، هزینه های اشتراک و در دسترس بودن و قابلیت اتکای به این حامل را نام برد.

در عمل برآورد توابع تقاضای جداگانه برای هر مصرف کننده امکان پذیر نیست. حتی اگر برای هر یک، داده های جامعی وجود داشته باشد، در متغیرهای مستقل تغییرات کافی وجود ندارد تا نتایج مفهومی بدهد.

از سوی دیگر ادبیات نسبتا وسیعی راجع به نظریه همفزونی نشان می دهد که تحت فروض غیر واقعی تحدید کننده، می توان توابع تقاضای فردی را به یک تابع منفرد با متغیرهای کل برای اهداف تخمین از طریق همفزونی رساند. بنابراین باید به یک آشتی یا نقطه وسطی بین دو حد نهایی یک تابع کلی و تعداد زیادی از توابع تقاضای فردی رسید. طبقات وسیع مصرف کننده در بخش های مختلف نظیر خانگی، تجاری و صنعت دارای مشخصه های رفتاری مشابهی در داخل بخش خود هستند و می توان فرض کرد که همفزونی در داخل طبقات امکان پذیر است. بنابراین در بخش خانگی ابتدا توابع تقاضا برای مصرف کنندگان استخراج و برآورد می گردد. یک مصرف کننده خانگی را در نظر بگیرید که تابع مطلوبیت آن به صورت $U = U(B, N)$ است که در آن B مقدار مصرف از سایر کالا و خدمات به غیر

از انرژی (شامل الکتریسیته و جانشین های آن) و N کل مقدار مصرف شده خدمات انرژی از حامل الکتریسیته E و حامل های جانشین S می باشد. در حالت کلی $N = N(E, S)$ ، خدمات انرژی تابعی از خدمات الکتریسیته و خدمات انرژی جانشین است. قید بودجه مصرف کننده را می توان به صورت زیر نوشت:

$$Y = P_b B + P_e E + P_s S \quad (۶)$$

که Y درآمد، P_b قیمت کلیه کالاها و خدمات به جز انرژی و P_e قیمت خدمات انرژی الکتریسیته و P_s قیمت خدمات انرژی جانشین است.

بنابراین مساله حداکثر سازی مطلوبیت مصرف کننده را می توان به شکل زیر نوشت:

$$\text{Max} L = U(B, N(E, S)) + \lambda(Y - P_b B + P_e E + P_s S) \quad (۷)$$

مطالعات تجربی

روش و داده ها:

مدل سازی اقتصادسنجی اساساً در دو دهه اخیر با تحلیل همگرایی تکامل یافته است. انرژی نیز در تحلیل های اقتصادسنجی پیرو همین روند بوده است. اگر چه رویکرد های همگرایی^۱ کاملاً وابسته به سریهای ایستا و همچنین به فرضیاتی که پارامترها را اساساً بدون تغییر در طول زمان برآورد می نمود. با توجه به این شرایط محققان به وابستگی بیش از حد به تحلیل های همگرایی در برخی موارد تردید نمودند که همه روشهای اقتصادسنجی پویا نباید بر اساس خودرگرسیون باشد (هاروی، ۱۹۹۷)^۲. همچنین روشهایی را اضافه کردند که به ضرایب اجازه می داد تا بطور تصادفی در طول زمان متغیر باشند. این روشها می توانست موثر و مفید باشد (هانت و همکارانش، ۲۰۰۳)^۳. روش فیلتر کالمن که در این مطالعه بکار گرفته شده است تمام ویژگیهای مورد نیاز فوق الذکر را در برمی گیرد. و چارچوب مناسبی را برای تخمین رگرسیون با پارامترهایی که در طول زمان متغیر است فراهم می نماید (مورسیون و پایک^۴، ۱۹۷۷). همچنین بحث کردند که در مواردی که ضرائب تخمین زده

-
1. Cointegration
 2. Harvey (1997)
 3. Hunt et al. (2003)
 4. Morissonand Pike (1977)

شده در طول زمان متغیر نیستند روش فیلتر کالمن و روش حداقل مربعات انتظار می رود نتایج مشابهی داشته باشند. اگر چه روش فیلتر کالمن با وجود پارامترهای پایدار که ثابت شده است بر روش حداقل مربعات برتری دارد. بنابر این قبل از انتخاب تکنیک مناسب برای یک مورد خاص محققان نیاز دارند تا امکان وجود پایداری پارامترها را بررسی نمایند. هانسن در ۱۹۹۲ نسخه توسعه یافته روشهای قبلی برای پوشش مدل‌های عمومی با روندهای قطعی و تصادفی را ارائه نمود. فرضیه صفر پایداری پارامترها است و او بکارگیری آماره LC که ناشی از تئوری آزمونهای ضریب تکاثر لاگرانژ است را ارائه کرد. بکارگیری این آزمون در این مطالعه فرض متغیر بودن کشش قیمتی در طول زمان را قبل از برآورد آنها تایید یا رد خواهد کرد. اگر ضرایب تخمین زده شده ثابت شود که در طول زمان متغیر هستند روش فیلتر کالمن مناسب ترین روش می باشد. درخصوص کشش قیمتی تقاضای برق تاکنون مطالعات بسیاری انجام شده است که از روشهای مختلف اقتصاد سنجی استفاده کرده اند. با این وجود تاکنون در مطالعات داخلی از روش فیلتر کالمن برای برق در بخش خانگی استفاده نشده است. در مطالعه ماسیمو فلیپینی و شونال پاچوریا (۲۰۰۴)^۱، کشش قیمتی تقاضای برق در بخش خانگی مناطق شهری هند در طی دوره زمانی (۱۹۷۰-۱۹۹۵) با استفاده از داده های آماری حدود ۳۰,۰۰۰ خانوار برآورد شده است و نتایج مقادیر کشش قیمتی در طول ماه های زمستان، ۰/۴۲- و در طول ماه های موسمی ۰/۵۱- و در طول ماه های تابستان ۰/۲۹- برآورد شده است. در مطالعه امانوئل زیرامبا^۲، (۲۰۰۸) تقاضای برق بخش مسکونی در آفریقای جنوبی در طول دوره زمانی (۱۹۷۸-۲۰۰۵) به عنوان یک تابع از محصول ناخالص داخلی سرانه، و قیمت واقعی برق است. با استفاده از روش تست مرزهای به هم انباشتگی (ARDL) در چارچوب توزیع خودبازگشت، در مدل (ARDL) نتایج بصورت زیر به دست آمد: کشش بلندمدت ۰,۳۱ و کشش قیمتی علامت منفی دارد و از نظر آماری ناچیز است. در مطالعه آر. انگلیسی-لاتز^۳ (۲۰۱۱) در آفریقای جنوبی در دوره زمانی (۱۹۸۰-۲۰۰۵)، کشش قیمتی تقاضای برق را با تکنیک فیلتر کالمن بررسی نمود و نتایج بدست آمده بصورت میانگین در دهه ۱۹۹۰ رقم ۷۱/۸%- است و در دهه ۲۰۰۰ رقم ۹۴/۵%-

-
1. Massimo Filippinia, b, Shonali Pachauria(2004)
 2. Emmanuel Ziramba(2008)
 3. R. Inglesi- Lotz. ,2011

می باشد. نتایج مطالعه وی نشان می دهد که کشش قیمتی در طول دهه ۱۹۸۰ و اوایل ۱۹۹۰ بطور کامل منفی بوده با این وجود کشش قیمتی با میزان -0.04 - -0.045 در سال ۲۰۰۵ کمتر قابل توجه است. در مطالعه انجام شده رضا زاده، کیمیا (۱۳۸۹) بررسی اثرات شوکهای درآمدی و قیمتی بر تابع تقاضای برق در ایران را با استفاده از مدل نیمه لگاریتمی و استفاده از روش GLS برآورد نموده است. کشش قیمتی تخمین زده شده برابر -0.043 می باشد که حاکی از رابطه عکس بین تقاضای برق و قیمت آن دارد.

در مطالعه پورآزرم، الهام (۱۳۹۱) تابع تقاضای برق خانگی استان خوزستان را به وسیله تخمین معادله کوتاه مدت از روش^۱ OLS و تخمین معادله بلند مدت از روش^۲ ECM برآورد کرده است. کششهای قیمتی در بلند مدت -0.97 و در کوتاه مدت به ترتیب -0.22 است. برخی از مطالعات بین المللی و روش مدل سازی آنها در جدول شماره (۱) ذکر شده است. همچنین نشان داده شده است که کشش قیمتی تخمین زده شده براساس کشور و مخصوصاً دوره زمانی مورد بررسی متفاوت هستند. نکته قابل توجه در مطالعات زیر این است که کشش قیمتی در دوره های زمانی ثابت فرض شده است. در جدول (۲) مطالعات انجام شده کشش قیمتی برق در ایران با روش های مختلف اقتصادسنجی آورده شده است.

1. Ordinary Least Squares.
2. Error Correction Model.

جدول ۱. چکیده مطالعات بین المللی منتخب از کشش قیمتی تقاضای برق در جهان

محققین	کشور	دوره زمانی	متدولوژی	کشش قیمتی
دیابی (۱۹۹۸)	عربستان سعودی	۱۹۹۲-۱۹۸۰	Panel data(OLS,Fixed effects(time and region),random effects)	طیف: ۰/۱۳۹- تا ۰/۰۱
وان هیرش هاوسن و اندرس(۲۰۰۰)	چین	۲۰۱۰-۱۹۹۶	Cobb-Douglas for forecasting purposes	(با فرض) ۰/۰۲-
آل- فاریس (۲۰۰۲)	کشورهای حوزه خلیج فارس(GCC)	۱۹۹۷-۱۹۷۰	Johansen cointegration methodology	کوتاه مدت: ۰/۰۹- بلند مدت: ۱/۶۸-
کامرشن و پرت (۲۰۰۴)	ایالات متحده آمریکا	۲۰۰۸-۱۹۷۳	Flow adjustment model and 3-stage last squares	طیف: ۰/۱۵- تا ۰/۱۳-
دیونتا.(۲۰۰۶)	نامیبیا	۲۰۰۲-۱۹۸۰	ARDL-ECM	بلند مدت: ۰/۳۴-
اتاخانوا و هوی (۲۰۰۷)	قزاقستان	۲۰۰۳-۱۹۹۰	Panel data	رقم ناچیز
امراویکراما و هانت (۲۰۰۸)	سرلانکا	۲۰۰۳-۱۹۷۰	Various models(such as engle-granger,johansen,fully modified ols)	کوتاه مدت: ۰- بلند مدت: از ۰/۶۳- تا ۰/۰۳
امانوئل زیرامبا (۲۰۰۸)	آفریقای جنوبی	۲۰۰۵-۱۹۷۸	ARDL-ECM Autoregressions	کشش قیمتی رقم ناچیز کشش بلندمدت ۰/۳۱
آرانگلیسی-لاتز (۲۰۱۱)	آفریقای جنوبی	۲۰۰۵-۱۹۸۰	Kalman filter	بصورت میانگین در دهه ۱۹۹۰ رقم ۷۱/۸%- در دهه ۲۰۰۰ رقم ۹۴/۵%-

جدول ۲. مطالعات انجام شده داخلی کشتش قیمتی تقاضای برق ایران

کشتش قیمتی برق	متدولوژی	دوره زمانی	محققین
کوتاه مدت ۰/۰۸۵ - و ۰/۰۱۰۳ بلند مدت ۰/۰۰۳۵۴۲ -	روش رگرسیونی حداقل مربعات معمولی بصورت خطی، لگاریتمی - خطی و لگاریتمی	۱۳۷۵-۱۳۴۶	تبریزیان، بیتا. (۱۳۷۶)
۰/۲۴ و ۰/۵۹ - کشتش متقاطع : ۰/۴۶	روش هم تجمعی یوهانسن - ژوسیلیوس (۱۹۹۰) و مدل تصحیح خطای برداری	۱۳۷۹-۱۳۴۶	عباس امینی فرد سارا استدلال (۱۳۸۱)
۰/۴۶ و ۰/۲۱ -	روش حداقل مربعات معمولی OLS	۱۳۷۲-۱۳۴۶	مسعود صفاری پور اصفهانی (۱۳۷۸)
کشتش قیمتی بالا (۱/۰۲)	روش GLS و داده های تلفیقی	۱۳۷۸-۱۳۷۴	علی عسگری (۱۳۷۹)
کشتش های قیمتی برق بی کشتش است	روش الگوی خود توضیح با وقفه های - گسترده (ARDL)	۱۳۸۰-۱۳۵۰	حلافی، حمیدرضا و علیرضا اقبالی. (۱۳۸۴)
کشتش قیمتی ۰/۰۴۳ -	مدل نیمه لگاریتمی و استفاده از روش GLS	۱۳۸۷-۱۳۴۶	رضا زاده، کیمیا (۱۳۸۹)
کشتش قیمتی بلند مدت ۰/۹۷ - کوتاه مدت ۰/۲۲ -	از روش ^۱ OLS و تخمین معادله بلند مدت از روش ECM ^۲	۱۳۸۹-۱۳۴۶	پور آزر، الهام (۱۳۹۱)

-
1. Ordinary Least Squares.
 2. Error Correction Model.

۲- متدولوژی

اولین سوال در چهار چوب نظری این مطالعه آن است که فیلتر کالمن چیست؟ به بیان ساده، کالمن فیلتر الگوریتم بهینه پردازش کننده داده های بازگشتی^۱ است. راه های زیادی برای تعریف بهینه بودن وجود دارد که به معیار های انتخاب شده برای ارزیابی وابسته است. می توان نشان داد که تحت فروضی که در قسمت بعدی ذکر خواهد شد، فیلتر کالمن با توجه به هر معیاری واقعاً بهینه است (میبک^۲، ۱۹۷۹). ابتدا مروری بر تخمین زنده بهینه خطی، کالمن فیلتر خواهد شد. این امر دیدگاهی ابتدایی در مورد مفاهیم اساسی برای ما فراهم خواهد کرد. اگر چارچوب نظری تصویر روشن و ساده ای را ارائه نماید، جزئیات که در ادامه آن بیان می شود بهتر قابل درک خواهد بود. یک جنبه بهینه بودن آن است که فیلتر کالمن همه داده هایی که می توان مهیا کرد را ترکیب می کند. این فیلتر همه اندازه گیری های ممکن را، با توجه به دقت شان برای تخمین صحیح مقدار متغیر موثر به وسیله:

۱- اطلاعات سیستم و پویایی های ابزار های اندازه گیری

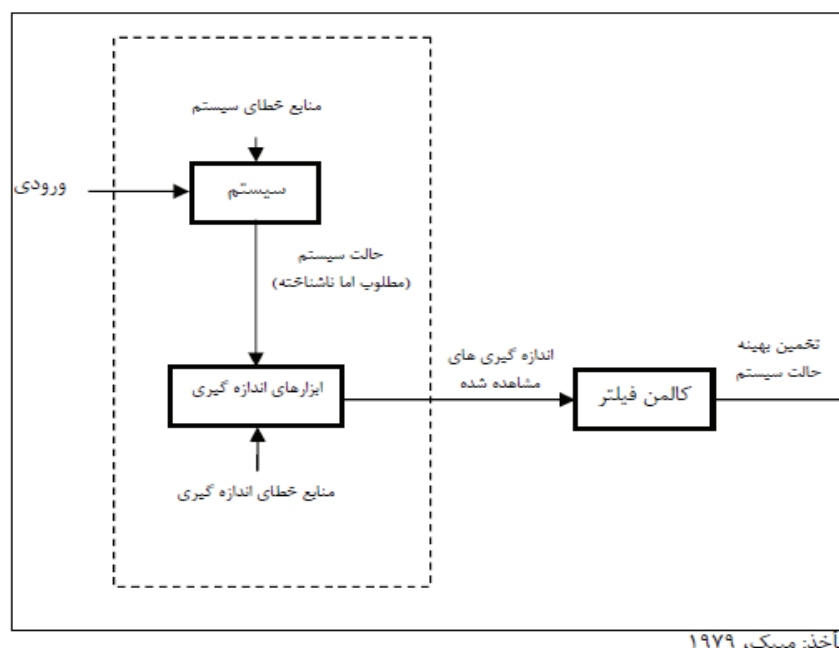
۲- تعریف آماری اختلالات سیستم، خطاهای اندازه گیری و نااطمینانی در مدل های پویا

۳- بکارگیری هر داده در دسترس در مورد حالت های ابتدایی متغیر های موثر

کلمه بازگشتی در تعریف بدین معنی است که برخلاف مفاهیم پردازنده های داده های مقطعی، کالمن فیلتر به تمامی داده های قبلی (برای نگهداری و ذخیره سازی و بازپردازش داده هایی که در هر بار اندازه گیری بدست می آید) نیاز ندارد و این برای عملی بودن به کارگیری فیلتر بسیار مهم خواهد بود. در شکل (۱) تحلیل پویایی حاکم بر یک الگو نحوه کار فیلتر کالمن نشان داده شده است.

1. Optimal Recursive Data Processing Algorithm
2. Maybeck (1979)

شکل ۱. تحلیل پویایی الگوی فیلتر کالمن



مأخذ: میبک، ۱۹۷۹

در حقیقت فیلتر کالمن، الگوریتم پردازنده داده می باشد. علی‌رغم اشاره ضمنی به عنوان "جعبه سیاه"، حقیقت این است که در بسیاری از کاربردهای عملی، فیلتر فقط برنامه‌ای کامپیوتری در پردازنده مرکزی است. شکل (۱) شرایط معمولی که در آن کالمن فیلتر می‌تواند مفید باشد را شرح می‌دهد. این سیستم برخی دسته‌بندی‌ها را به وسیله تعدادی از کنترل‌کننده‌های شناخته شده استخراج می‌کند. همچنین ابزارهای اندازه‌گیری نیز ارزش مقادیر قطعی را فراهم می‌کنند. دانش ورودی و خروجی‌های این سیستم همه آن چیزی است که به طور مستقیم از سیستم فیزیکی برای اهداف تخمین فراهم شده است. نیاز به یک فیلتر حالا مشخص می‌شود. اغلب متغیرهای مورد توجه و تعداد معدودی از مقادیر برای شرح حالت سیستم را نمی‌توان به صورت مستقیم اندازه‌گیری کرد و برخی ابزارهای استنباط‌کننده باید چنین مقادیری را از داده‌های در دسترس تولید کنند. علاوه بر این هر اندازه‌گیری بر اثر اختلالات، اریب‌ها و عدم دقت وسایل از مقدار واقعی انحراف دارد.

بنابراین ابزار های استخراج کننده اطلاعات از سیگنال اختلال^۱ می بایست فراهم گردد. همچنین ممکن است برخی از دستگاه های اندازه گیری (که هر کدام خطای مشخص و پویایی های مخصوص به خود دارند) موجود باشد که اطلاعات در مورد متغیر خاصی را فراهم کند. این امر می تواند با ترکیب کردن خروجی های این دستگاه ها در یک روش بهینه و سیستماتیک مطلوب باشد. کالمن فیلتر همه داده های اندازه گیری شده ممکن را به علاوه دانش پیشین درباره سیستم و ابزار های اندازه گیری برای بدست آوردن تخمین مطلوب متغیر ها، در روشی که خطاها از لحاظ آماری حداقل می شوند، ترکیب می کند. به بیان دیگر اگر تعدادی از فیلتر های حائز شرایط برای یک کاربرد را استفاده شده باشد، میانگین نتایج کالمن فیلتر از میانگین نتایج هر یک از آنها بهتر خواهد بود. با این مقدمه به استخراج روابط برای بدست آوردن تخمین ضرایب مورد نظر بر اساس سه فرض پایه ای خطی بودن مدل و اجزا اختلال نوفه سفید و نرمال پرداخته می شود.

۲-۱- استخراج روابط کالمن فیلتر

برای تخمین تابع تقاضا از روش اقتصادسنجی توسط رگرسیونهای متغیر در طول زمان^۲ و به وسیله تکنیک فیلتر کالمن استفاده می شود. فیلتر کالمن تخمین هایی از ارزش های واقعی شاخص ها در طول زمان با بکارگیری داده های ورودی و مدل فرآیند ریاضیاتی را محاسبه می کند. این تکنیک می تواند به شکل آسانترین شبکه های پویا مورد توجه باشد. فیلتر کالمن براساس تخمین مدل های State Space که اصالتاً برای مهندسی و کاربردهای شیمیایی به کار می رفته گسترش یافته است. محققان^۳ از دهه ۱۹۸۰ شروع به بکارگیری این تکنیک در اقتصاد نمودند. مطابق با اظهارات (کات برسون و همکارانش^۴، ۱۹۹۲) دو نوع اصلی از مدلها برای ارائه از طریق فیلتر کالمن مناسب است:

۱- مدل های اجزای غیر قابل مشاهده^۵

-
1. Noisy Signal
 2. Time Varying
 3. (Currie and Hall, 1994; Cuthbertson, 1988; Harvey, 1987; Lawson, 1980)
 4. Cuthbertson et al. (1992)
 5. unobservable components models

۲- مدل های پارامتر های متغیر در زمان^۱. در این مطالعه مدل Space State با پارامتر های تصادفی متغیر در زمان در رگرسیون خطی که در آن ضرایب کشش درآمدی و کشش قیمتی در طول زمان متغیر هستند بکار گرفته شده است. ارائه تفصیلی سیستم پویای نوشته شده در ترکیب State Space مناسب برای فیلتر کالمن بایستی بیان شود. سیستم ذیل از معادلات مدل Space State از پویایی بردار Y_t و $n \times 1$. برای این منظور سیستم معادلات زیر را در نظر گرفته می شود.

$$Y_t = A' X_t + H' \xi_t + W_t \quad (۸)$$

$$\xi_{t+1} = F \xi_t + V_{t+1} \quad (۹)$$

معادله (۱) به معادله مشاهده معروف است، y_t بردار $N \times 1$ مشاهدات متغیر وابسته، که همان متغیر تقاضای برق، A ماتریس $k \times n$ مشاهدات متغیر وابسته، که همان متغیر تقاضای برق است، A ماتریس $k \times n$ مشاهدات متغیر های برونزا (قیمت، درآمد، دما و...)، x_t بردار $K \times 1$ پارامتر های مجهول ξ_t بردار متغیر های غیر قابل مشاهده است، v_t و w_t اجزای اخلاط معادلات حالت و مشاهده هستند که هر کدام مستقل و هم توزیع بوده نیز $E(V_1 W_2') = 0$ که حاکی از عدم وابستگی بین W_t, V_t می باشد.

$$E(V_t V_t') = \begin{cases} Q & t = \tau \\ 0 & \text{o.w.} \end{cases} \quad (۱۰)$$

$$E(W_1, W_2') = \begin{cases} R & \text{for } t = \tau \\ 0 & \text{O.W.} \end{cases}$$

که Q و R به ترتیب ماتریس های $r \times r$ و $n \times n$ هستند.

در تکنیک فیلتر کالمن از الگوریتمی بازگشتی برای محاسبه پیش بینی های حداقل مربعات خطی بردار حالت بر پایه داده های مشاهده شده در دوره های گذشته استفاده می شود.

$$\hat{\xi}_{t+1|t} = E(\xi_{t+1} | \zeta_1) \quad (۱۱)$$

$$\zeta_1 = (y_1', y_{t-1}', \dots, y_1', x_1', x_{t-1}', \dots, x_1')$$

کالمن فیلتر این پیش بینی ها را به صورت بازگشتی محاسبه می نماید.

$$\hat{\xi}_{1|0} \rightarrow \hat{\xi}_{2|1} \rightarrow \dots \rightarrow \hat{\xi}_{T|T-1} \quad (12)$$

و در هر مرحله از پیش بینی MSE تخمین نیز به صورت قابل محاسبه خواهد بود

$$P_{1|0} \rightarrow P_{2|1} \rightarrow \dots \rightarrow P_{T|T-1} \quad (13)$$

نقطه شروع برای پیش بینی چنین الگوریتمی $\hat{\xi}_{1|0}$ و $P_{1|0}$ است که

$$\hat{\xi}_{1|0} = E(\xi_1) \quad (14)$$

$$P_{1|0} = E[(\xi_1 - E(\xi_1))(\xi_1 - E(\xi_1))']$$

اگر مقادیر ویژه F درون دایره واحد باشند فرآیند ξ_t یک فرآیند کواریانس ایستا است. در این حالت میانگین غیر شرطی ξ_t از رابطه $\xi_{t+1} = F\xi_t$ بدست می آید و داریم:

$$(I_2 - F)E(\xi_t) = 0 \quad (15)$$

هنگامیکه عدد یک مقدار ویژه ماتریس F نباشد، $I_2 - F$ غیر منفرد است و این معادله یک ریشه خاص $E(\xi_t) = 0$ دارد. واریانس غیر شرطی ξ_t از رابطه زیر به دست می آید.

$$E(\xi_{t+1}\xi_{t+1}') = E[(F\xi_t + V_{t+1})(F\xi_t + V_{t+1})'] = FE(\xi_t\xi_t')F' + E(V_{t+1} + V_{t+1}') \quad (16)$$

با نامیدن ماتریس واریانس کواریانس ξ_t به Σ داریم:

$$\Sigma = F\Sigma F' + Q \quad (17)$$

$$\text{vec}(\Sigma) = [I_{T^2} - (F \otimes F)]^{-1} \text{vec}(Q)$$

پس در حالت عادی اگر مقادیر ویژه F درون دایره واحد نباشد می توان از $\hat{\xi}_{1|0} = 0$ و

$$\text{vec}(P_{1|0}) = [I_{T^2} - (F \otimes F)] \text{vec}(Q)$$

۲-۲- تخمین پارامترها به روش حداکثر راستنمایی

فیلتر کالمن محاسبه شده در قسمت های قبلی در قالب نمایش های خطی ساخته شد. پیش

بینی $\hat{\xi}_{t|t-1}$ و $\hat{y}_{t|t-1}$ در میان مجموعه پیش بینی هایی که بر اساس x_1 و ξ_1 خطی هستند،

بهینه می باشد. اگر حالت ابتدایی ξ_0 و اجزا اخلاص $\{W_t, V_t\}$ برای هر t از ۱ تا T نرمال چند متغیره باشد.

$$y_t | x_t, \hat{\xi}_{t-1} \approx N(A'x_t + H' \hat{\xi}_{t|t-1}, H'P_{t|t-1}H + R) \quad (18)$$

می توان ادعای محکمتری ارائه داد و آن این که پیش بینی $\hat{\xi}_{t|t-1}$ و $\hat{y}_{t|t-1}$ که با فیلتر کالمن محاسبه شده اند در میان تمامی توابع (X_t, ξ_t) بهینه هستند. به علاوه اگر ξ_0 و اجزا اخلاص $\{W_t, V_t\}$ برای هر t از ۱ تا T نرمال باشند، توزیع شرطی $y_t | X_t, \xi_{t-1}$ نرمال با میانگین

$A'x_t + H'\hat{\xi}_{t|t-1}$ و واریانس $H'P_{t|t-1}H + R$ می باشد یعنی:

بر اساس توزیع فوق تابع چگالی احتمال زیر به دست می آید:

$$f_{y_t | x_t, \xi_t}(y_t | x_t, \xi_{t-1}) = (2\pi)^{-\frac{n}{2}} |H'P_{t|t-1}H + R|^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(y_t - A'x_t + H'\hat{\xi}_{t|t-1})\right. \quad (19)$$

$$\left. (H'P_{t|t-1}H + R)^{-1}(A'x_t + H'\hat{\xi}_{t|t-1})\right\}$$

که این رابطه به ازای $t=1,2,000,T$ برقرار است بر همین اساس با گرفتن لگاریتمی از طرفین و مجموع برای همه t ها می توان به رابطه زیر دست یافت:

$$\sum_{t=1}^T \log(f_{y_t | x_t, \xi_t}(y_t | x_t, \xi_{t-1})) \quad (20)$$

با حداکثر سازی عددی این رابطه بر اساس مجهولات موجود در آن می توان تخمین لازم از ماتریس های F, Q, A, H, R را بدست آورد که این کار با استفاده از نرم افزارهای متفاوت قابل انجام است.^۱

روند خطی با شیب و عرض از مبدا تصادفی یا ثابت در نظر گرفته می شود. در این حالت معادلات مشاهده و حالت به صورت زیر در خواهد آمد: روش دیگر آن است که عوامل غیر قابل مشاهده به صورت یک مولفه روند و یک مولفه فصلی تقسیم گردد. در این حالت چون داده های مورد استفاده دارای تواتر ماهیانه است مولفه فصلی (مولفه زمانی) به صورت یک فرآیند خود توضیح مرتبه ۱۲ در خواهد آمد. در مورد مولفه روند نیز می توان آنرا به صورت یک مولفه بصورت زیر نوشت:

1. Hamilton (۱۹۹۴)

$$\sum_{t=1}^T \log(f_{y_t|x_t, \xi_{t-1}}(y_t|x_t, \xi_{t-1})) \log(y_t) = [\log p_t \log e_t \log t_t] \in \begin{pmatrix} C_1 \\ C_2 \\ C_3 \end{pmatrix} + Hx_t + V_t \quad (21)$$

$$X_t = m_t + e_t$$

$$m_t = m_{t-1} + b_{t-1} + h_t$$

$$b_t = b_{t-1} - e_t$$

همانطور که مشاهده می شود جز حالت X_t در هر زمان از دو جز مولفه روند m_t و یک مولفه زمانی e_t تشکیل یافته است. مولفه روند به صورت یک مولفه خطی بازگشتی با عرض از مبدا تصادفی است که در صورت صفر بودن واریانس اجزا e_t و h_t به صورت ثابت درخواهد آمد. ضرایب مولفه روند و مولفه زمانی ماتریس H را تشکیل می دهند. در صورتی که مولفه روند ماهیت تصادفی نداشته باشد. می توان آنرا را به صورت عرض از مبدا به مدل اضافه کرد.^۱

۳- معرفی و برآورد مدل

۳-۱- متغیرهای به کار رفته در مدل

QI_t : مصرف سرانه برق در بخش خانگی در کشور، این متغیر از تقسیم میزان مصرف برق در بخش خانگی کشور بر تعداد مشترکین برق خانگی کشور از ۱۳۴۶ تا ۱۳۹۱ بدست آمده است. این اطلاعات از آمار تفصیلی صنعت برق کشور در سال ۱۳۹۰ مورد استفاده قرار گرفته است.

Pe_t : قیمت حقیقی برق در بخش خانگی است. این متغیر از حاصل (متوسط نرخ فروش برق خانگی به قیمت جاری (کیلووات ساعت/ریال) تقسیم بر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی مناطق شهری در ایران از ۱۳۴۶ تا ۱۳۹۱) می باشد. قیمت جاری بر اساس تعرفه های تعیین شده توسط دولت در سال های مورد بررسی از آمار تفصیلی صنعت برق کشور و شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی مناطق شهری در ایران ازسایت اداره آمار های اقتصادی بانک مرکزی استخراج شده است.

1. Hunt, L.C., judge, G., Ninomiya, Y. (۲۰۰۳)

INT درآمد سرانه کشور: این متغیر بر اساس درآمد سرانه به قیمت ثابت (سال پایه ۱۳۷۶) است که از سایت اداره آمار های اقتصادی بانک مرکزی استخراج شده است.

جدول ۳. توصیف داده های آماری

Date: 07/05/13 Time: 22:18			
Sample: 1346 1391			
	PET	QIT	INT
Mean	۷,۰۶۳۶۵۲	۳۲,۴۶۲۳۳	۴۷۷۵,۸۶۰
Median	۳,۱۲۸۷۵۵	۲۵,۸۸۶۸۹	۴۱۷۹,۰۰۰
Maximum	۳۲,۸۴۶۱۵	۹۹,۸۴۹۱۸	۸۸۴۷,۰۰۰
Minimum	۱,۷۶۱۵۷۳	۱,۰۴۷۵۴۱	۲۲۹۲,۰۰۰
Std. Dev.	۷,۲۶۳۰۸۰	۲۸,۶۱۸۳۱	۱۷۱۱,۷۷۰
Skewness	۱,۸۶۱۹۶۷	۰,۷۳۵۳۹۵	۰,۶۷۶۰۸۴
Kurtosis	۶,۰۱۷۶۵۸	۲,۴۶۹۶۳۶	۲,۵۰۴۹۵۳
Jarque-Bera	۴۱,۱۶۱۶۶	۴,۳۷۹۷۴۶	۳,۷۱۴۸۹۴
Probability	۰,۰۰۰۰۰۰	۰,۱۱۱۹۳۱	۰,۱۵۶۰۷۱
Sum	۳۰۳,۷۴۹۹	۱۳۹۵,۸۸۰	۲۰۵۳۶۲,۰
Sum Sq. Dev.	۲۲۱۵,۵۹۸	۳۴۳۹۸,۳۱	۱,۲۳E+۰۸
Observations	۴۳	۴۳	۴۳

جدول ۴. آزمون هانسن تست ناپایداری پارامترها

Date: 07/28/13 Time: 10:09				
Equation: UNTITLED				
Series: Q P I				
Null hypothesis: Series are cointegrated				
Cointegrating equation deterministic: C				
	Stochastic	Deterministic	Excluded	
Lc statistic	Trends (m)	Trends (k)	Trends (p2)	Prob.*
0.716170	2	0	0	< 0.01
*Hansen (1992b) Lc(m2=2, k=0) p-values, where m2=m-p2 is the number of stochastic trends in the asymptotic distribution				

۳-۲- برآورد پارامترهای مدل

در مرحله اول با استفاده از روش OLS به تخمین پارامترهای مدل پرداخته می شود که خروجی نرم افزار در جدول (۳) آورده شده است. مدل اولیه تخمین زده شده به شرح زیر می باشد:

$$\text{LNqt} = \beta_1 + \beta_2 \ln p + \ln i + \varepsilon_i \quad (22)$$

در رابطه (۲۲)، β_1 ثابت و یا متغیر می تواند باشد، در حالت متغیر در این مطالعه بصورت β_{1t} است. SV_1 یا همان (پارامترهای مدل State) کشش نسبت به قیمت و β_2 در حالت متغیر را SV_2 کشش ها نسبت به درآمد در نظر گرفته می شود. LNqt : مصرف سرانه برق خانگی، LNpt : قیمت حقیقی برق خانگی و LNit : درآمد سرانه کشور می باشد.

قبل از بکارگیری تکنیک کالمن فیلتر بایستی نسبت به بی ثباتی پارامترهای تخمین زده شده مدل اطمینان حاصل گردد به همین منظور از آزمون هانسن استفاده می گردد در آزمون هانسن فرضیه H_0 بر ثبات پارامترها دلالت دارد. نتایج آزمون هانسن در جدول (۴)، میزان (آماره آزمون $Lc \text{ statistic} = 0.716$) با $P\text{-Value} = 0.01$ نشان می دهد. از آنجا که سطح اطمینان ($P\text{-Value} = 0.01$) کمتر از 0.05 سطح معناداری است بنابراین آزمون هانسن فرضیه H_0 را مبنی بر ثبات بودن پارامترها رد می نماید. با توجه به این نتایج این مطالعه تکنیک کالمن فیلتر را بکار می گیرد. نمودار آزمون هانسن (۱۹۹۲) برای ناپایداری پارامترها در جدول (۴) آورده شده است.

SV_1 و SV_2 تخمین نهایی کشش قیمتی و درآمدی تقاضای برق بخش خانگی در ایران می باشد.

در این مرحله مدل نهایی با تکنیک فیلتر کالمن تخمین زده می شود که در زیر آمده است: معادله (۲۳) تا (۲۵) مدل های نهایی کشش قیمتی و درآمدی تقاضای برق خانگی در ایران برآورد شده است. در جدول ۳-۴ خروجی مدل State Space وقفه ها و سایر اطلاعات ذکر گردیده است. برای تخمین از نرم افزار *views7* برای ضرایب متغیر در طول زمان^۱ استفاده شده است. در این مدلها قیمت و مقادیر بصورت لگاریتمی می باشند.

$$q = \text{sv}_1 * p + \text{sv}_2 * i + [\text{var} = .1] \quad (23)$$

1. The time varying coefficients

$$sv1 = sv1(-1) + [\text{var} = \exp(c(2))] \quad (24)$$

$$sv2 = sv2(-1) + [\text{var} = \exp(c(2))] \quad (25)$$

۳-۳- تحلیل و تفسیر نتایج

با توجه به تغییرات نمودار کشتش قیمتی تقاضای برق نقاط بحرانی را به دوره های مشخصی تقسیم کرده و میانگین کشتش قیمتی این دوره ها را جهت مقایسه با مطالعات گذشته در جدول (۵) محاسبه گردید.

در نمودار (۱) روند تغییرات کشتش قیمتی تقاضای برق خانگی در ایران ۱۳۴۶ تا ۱۳۹۱ ارائه شده است. در تمامی سالها کشتش قیمتی تقاضای برق خانگی منفی می باشد. کشتش قیمتی در سال ۱۳۴۶ ابتدای مطالعه ۰/۹۳- می باشد و تا آخر دهه ۴۰ به ۰/۹۴- کاهش یافته است. در سال ۱۳۵۰ نیز ۰/۹۴- می باشد که در پایان دهه سال ۱۳۵۹ به ۰/۹۲- رسیده است. این روند تا پایان دهه ۶۰ ادامه دارد و به ۰/۹۱- می رسد. در دهه ۷۰ تا سال ۱۳۷۹ به ۰/۹۰- رسیده و در دهه ۸۰ از سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۶ تغییری نداشته است. در سال ۱۳۸۹ با اجرای طرح هدفمندی یارانه ها و اصلاح قیمت های انرژی، تا سال پایانی مطالعه ۱۳۹۱ به رقم ۰/۸۹- کاهش یافته که این روند کاهشی می تواند نشان دهنده تغییرات قیمت برق باشد. قدر مطلق کشتش قیمتی در سال های اولیه نزدیک به یک است و در سال های انتهایی مقدار آن بطور حتم کمتر شده بگونه ای که نشان می دهد کالای برق در این مدل رفته رفته به یک کالای کم کشتش یا بی کشتش نزدیک می شود. بجز اثر کاهش قیمت برق به مصرف آن، میانگین کشتش قیمتی برق ۰/۹۴- در دوره زمانی (۱۳۴۶-۱۳۵۳) و ۰/۹۳- در دوره زمانی (۱۳۵۴-۱۳۶۱) و ۰/۹۱- در (۱۳۶۲-۱۳۸۲) و ۰/۹۰- در دوره (۱۳۶۳-۱۳۹۱) محاسبه شد. یکی از نتایج مهم این مطالعه این است که هر چه قیمت بالاتر باشد حساسیت مصرف کنندگان به تغییرات قیمت بالاتر است. بنابراین افزایش بیشتر قیمت های برق منجر به تغییر رفتار مصرف کنندگان برق می گردد که مدیریت طرف تقاضا می تواند کارایی را افزایش دهد و یا حتی به سمت جایگزینی منابع ارزانتر انرژی به منظور اجتناب از هزینه بالای مصرف برق حرکت نمایند ولی در ایران و بسیاری از کشورها جایگزین مناسب برای برق در بخش خانگی وجود ندارد.

جدول ۶. تخمین مدل نهایی با روش حداکثر راست نمایی نتایج فیلتر کالمن

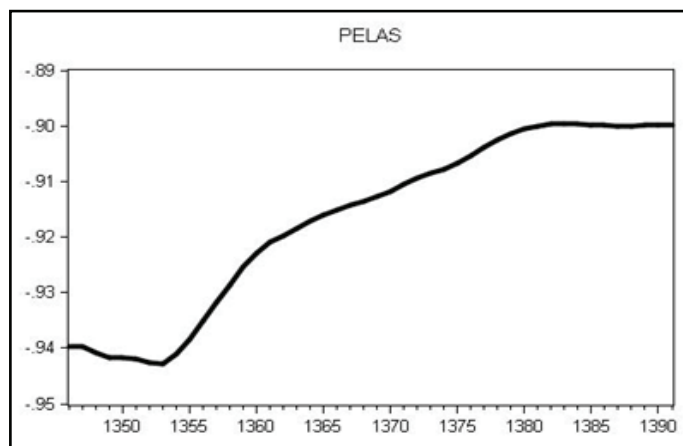
Sspace: SS01				
Method: Maximum likelihood (Marquardt)				
Date: 07/05/13 Time: 23:11				
Sample: 1346 1391				
Included observations: 46				
Valid observations: 43				
Estimation settings: tol= 0.00100, derivs=accurate numeric				
Initial Values: C(2)=-1.45519				
Convergence achieved after 10 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(2)	-8.414657	1.270551	-6.622842	0.0000
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SV1	-0.899491	0.224514	-4.006387	0.0001
SV2	0.581883	0.037880	15.36128	0.0000
Log likelihood	-23.59753	Akaike info criterion		1.144071
Parameters	1	Schwarz criterion		1.185029
Diffuse priors	2	Hannan-Quinn criter.		1.159175

جدول ۵. میانگین کشت قیمتی تقاضای برق خانگی ایران

میانگین کشت قیمتی	دوره زمانی
-۰/۹۴	۱۳۵۳-۱۳۴۶
-۰/۹۳	۱۳۶۱-۱۳۵۴
-۰/۹۱	۱۳۸۲-۱۳۶۲
-۰/۹۰	۱۳۹۱-۱۳۶۳

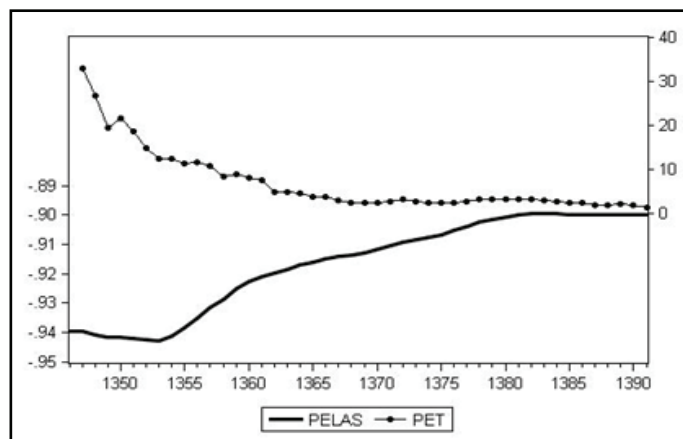
منبع: نتایج تحقیق

نمودار ۱. کشش قیمتی تقاضای برق خانگی (۱۳ منبع: نتایج تحقیق ۴۶-۱۳۹۱)
خانگی (۱۳۴۶-۱۳۹۱)



منبع: آمارهای اقتصادی بانک مرکزی ایران و نتایج تحقیق

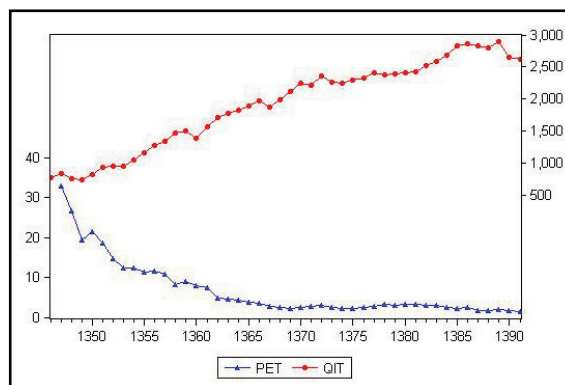
نمودار ۲. قیمت حقیقی برق و کشش قیمتی برق



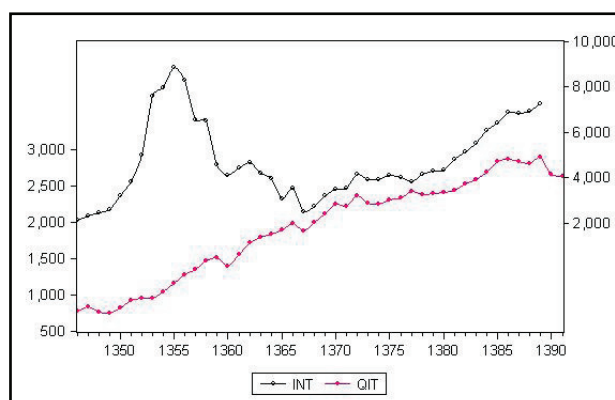
* P ELAS : کشش قیمتی برق و PET : قیمت حقیقی برق

با بررسی نمودار (۲) قیمت حقیقی برق در بازه زمانی ۱۳۴۶-۱۳۹۱ روند کاهشی را نشان می دهد که به دلیل افزایش شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری، در همه سالهای مطالعه می باشد. قیمت حقیقی در سال ۱۳۴۷ از ۳۲/۸۴ ریال به ازای هر کیلووات ساعت به ۱/۳۰ ریال به ازای هر کیلووات ساعت در سال ۱۳۹۱ کاهش یافته است. نکته دیگر این نمودار آن است که قدر مطلق کشش قیمتی برق در طول دوره کاهش نشان می دهد. بنابراین قیمت برق اهمیت کمتری نسبت به مصرف برق دارد در حالیکه قیمت واقعی برق شروع به کاهش نموده است. این موضوع نشان می دهد که قیمت واقعی بالاتر موجب کشش قیمتی بالاتری می گردد. بنابراین سطح پایین قیمتها می تواند نبود اثر قیمتی را در دوره زمانی (۱۳۴۶-۱۳۹۱) توجیه نماید. کشش قیمتی تقاضای برق خانگی در تمامی سالها منفی می باشد. کشش قیمتی در سال ۱۳۴۶ ابتدای مطالعه ۰/۹۳- می باشد و تا آخر دهه در سال ۱۳۴۹ به ۰/۹۴- کاهش یافته است. در سال ۱۳۵۰ نیز ۰/۹۴- می باشد که در پایان سال ۱۳۵۹ به ۰/۹۲- رسیده است. این روند تا پایان دهه ۶۰ ادامه دارد و به ۰/۹۱- می رسد. در دهه ۷۰ تا سال ۱۳۷۹ به ۰/۹۰- رسیده و در دهه ۸۰ از سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۶ تغییری نداشته است. در سال ۱۳۸۹ با اجرای طرح هدفمندی یارانه ها و اصلاح قیمت های انرژی، تا سال پایانی مطالعه ۱۳۹۱ به رقم ۰/۸۹- کاهش یافته که این روند کاهشی می تواند نشان دهنده تغییرات قیمت برق باشد. قدر مطلق کشش قیمتی در سالهای اولیه نزدیک به یک است و در سالهای انتهایی مقدار آن بطور حتم کمتر شده بگونه ای که نشان می دهد کالای برق در این مدل رفته رفته به یک کالای کم کشش یا بی کشش نزدیک می شود. اهمیت این نمودار بیانگر این است که قدر مطلق کشش قیمتی برق شروع به کاهش نموده است بنابراین قیمت برق اهمیت کمتری در مصرف برق دارد در حالیکه قیمت واقعی برق شروع به کاهش نموده است. این موضوع نشان می دهد که قیمت واقعی بالاتر موجب کشش قیمتی بالاتری می گردد. بنابراین سطح پایین قیمت ها در دوره زمانی (۱۳۴۶-۱۳۹۱) می تواند نبود اثر قیمتی را توجیه می نماید.

نمودار ۳. مصرف سرانه برق و قیمت حقیقی برق (۱۳۹۱-۱۳۴۶)



نمودار ۴. مصرف سرانه برق و درآمد سرانه برق را در دوره ۱۳۹۱-۱۳۴۶



نمودار (۳) نشان می دهد مصرف سرانه برق و درآمد سرانه برق رابطه منفی باهم دارند و از آنجایی که مصرف برق روند رو به بالایی دارد در این سالها ، در حالیکه قیمت حقیقی در طول دوره کاهشی می باشد. نتایج این مطالعه اثر کاهشی قیمت برق را نسبت به مصرف آن در طی دوره (۱۳۹۱-۱۳۴۶) را با روند کاهشی قیمت در تقابل با روند افزایشی کشش درآمدی نشان می دهد. روند تغییرات قیمت واقعی برق و میزان تقاضای برق نشان می دهد که تقریباً ارتباط معکوسی بین قیمت واقعی برق و مقدار مصرف سرانه آن به ازای هر

مشترک وجود دارد. به طوری که، با کاهش قیمت واقعی برق، تقاضا برای مصرف آن به ازای هر مشترک افزایش یافته است. نمودار (۴) نشان می دهد رابطه بین درآمد سرانه برق و مصرف سرانه برق مثبت است و هر دو روند رو به بالا و صعودی را در طول دوره زمانی (۱۳۴۶-۱۳۹۱) را نشان می دهد. بنابراین، هم ارتباط قیمت واقعی و مصرف سرانه برق و هم ارتباط بین درآمد سرانه و مصرف سرانه برق بررسی شده است.

۴- نتیجه گیری

در دهه اخیر تحلیل کشش قیمتی برق موضوع جدید مورد بحث در اقتصاد انرژی ایران نیست. به خصوص اثر قیمت برق به مصرف آن اهمیت بالایی برای سیاستگذاران انرژی پس از هدفمندی یارانه ها دارد این مطالعه با مطالعات محلی و بین المللی که کشش قیمتی برق را شاخصی متغیر در زمان می دانند هماهنگ است. دلیل تغییر آن در طول زمان به شرح زیر است:

۱- فعالیت های اقتصادی و اهمیت آن ۲- مقررات قیمتها و سطح قیمتها.

پس از جمع بندی مقایسه این مطالعه و پژوهش های مشابه انجام شده در ایران و جهان نتایج زیر حاصل شده است: با توجه به متغیر بودن پارامترها در این مطالعه ضرایب کشش قیمتی و کشش درآمدی را در ۵ دهه بصورت روند تغییرات بررسی می کند ولی در مطالعات صورت گرفته در بخش برق خانگی در ایران با پارامترهای ثابت در نظر گرفته شده است. پس نتایج این مطالعه و تفسیر نتایج به دست آمده در این مطالعه جامع تر بیان کننده روند تغییرات کشش قیمتی می باشد که برای اولین بار در ایران از این روش در برق خانگی استفاده شده است.

بجز اثر کاهش قیمت برق به مصرف آن، میانگین کشش قیمتی برق ۰/۹۴- در دوره زمانی (۱۳۴۶-۱۳۵۳) و ۰/۹۳- در دوره زمانی (۱۳۵۴-۱۳۶۱) و ۰/۹۱- در (۱۳۶۲-۱۳۸۲) و ۰/۹۰- در دوره (۱۳۶۳-۱۳۹۱) محاسبه شد. یکی از نتایج مهم این مطالعه اینست که هر چه قیمت بالاتر باشد حساسیت مصرف کنندگان به تغییرات قیمت بالاتر است. بنابراین افزایش بیشتر قیمت های برق منجر به تغییر رفتار مصرف کنندگان برق می گردد. به منظور

توسعه سطح کارایی، باید مصرف کنندگان برق با تکنیکهای مدیریت طرف تقاضا آشنا شده و یا حتی به سمت جایگزینی منابع ارزانتر انرژی به منظور اجتناب از هزینه بالای مصرف برق حرکت نمایند. مطالعات محلی و بین المللی زیادی کشش قیمتی تجمعی برق را در طیف ۲- تا ۰ و کشش درآمدی را بین ۰ تا ۲ برآورد کرده اند. اهمیت بالایی که نتایج این مطالعه برای کشش های قیمتی، در میان طیفهای برآورد شده قبلی قرار دارد. نتایج این مطالعه اثر کاهشی قیمت برق را نسبت به مصرف آن در طی دوره ۱۳۴۶-۱۳۹۱ را با روند کاهشی قیمت در تقابل با روند افزایشی کشش درآمدی نشان می دهد.

از آنجایی که کشش قیمتی نزدیک به صفر است اولین افزایش های قیمت ممکن نیست اثر قابل توجه و مستقیمی بر مصرف برق داشته باشد. با این وجود اگر قیمت های واقعی به سطح بالایی برگردند (نزدیک یا بالاتر از سطح قیمت های دهه ۴۰) ممکن است منجر به تغییرات در رفتار مصرف کننده برق و حساسیت آنها نسبت به قیمت ها گردد. بنابر این کشش قیمتی دوباره بالاتر از صفر خواهد شد و قیمت ها نقش مهمی در مصرف برق ایفا خواهند کرد. پس با کمی افزایش قیمت ها آنچه که در طرح هدفمندی یارانه ها اتفاق افتاده نمی توان انتظار تاثیر قابل توجهی در رفتار مصرف کنندگان نسبت به افزایش قیمت ها داشت. این نشان می دهد قیمت حقیقی برق خانگی در ایران بسیار پایین است و تا زمان رسیدن به قیمت حقیقی برق در سال ۱۳۴۷ نمی توان انتظار حساسیت مصرف کنندگان نسبت به افزایش قیمت برق یا نگرش به سمت جایگزینی منابع ارزانتر انرژی به منظور اجتناب از هزینه مصرف برق را داشت. دلیل دیگر آن جایگزین مناسب و ارزان برای برق در ایران وجود ندارد و تولید و توزیع بصورت انحصار دولتی می باشد.

نتایج این مطالعه نشان می دهد که کشش قیمتی تقاضای برق در طی زمان متغیر است و قدر مطلق کشش قیمتی تقاضای برق در طی بازه زمانی مورد مطالعه کاهش یافته و از رقمی نزدیک به یک در دهه ۴۰ به رقمی پایین تر از یک در ابتدای دهه ۹۰ تقلیل یافته است. پیشنهادات برای مطالعات آینده:

نتایج مطالعات مشابه در کشور های توسعه یافته و در حال توسعه در ارتباط با تغییرات کشش های قیمتی و درآمدی تقاضای برق در طی زمان با بکارگیری تکنیک فیلتر کالمن و وارد کردن متغیر های بیشتر مانند دما، تحصیلات، مساحت ساختمانها و.... مقایسه گردد.

با توجه به اینکه این مطالعه تنها بخش خانگی را مورد مطالعه قرار داده است پیشنهاد می شود تکنیک مورد استفاده در این مطالعه در سایر بخشها(عمومی و صنعتی و ...) نیز بکار گرفته شود و نتایج کشش تقاضای برق در بخشهای مربوطه مقایسه گردد. با مقایسه ی نتایج این مطالعه با روش های کلاسیک (رگرسیون سری های زمانی یا روش باکس جنکینز) شاخصی از میزان اثر گذاری متغیر های غیر قابل مشاهده بر روند مصرف برق تعیین شود.

منابع

- امامی میبدی، علی. محمدی، تیمور و سلطان العلمایی، سیدمحمدهادی. (۱۳۸۹) "تخمین تابع تقاضای داخلی گاز طبیعی به روش فیلتر کالمن مطالعه ی موردی تقاضای بخش خانگی شهر تهران (۲۳-)" فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسیهای اقتصادی سابق)، دوره ۷، شماره ۳، پاییز، صفحات ۴۱
- پژویان، جمشید و تیمور محمدی، "۱۳۷۹. قیمت گذاری بهینه رمزی برای صنعت برق ایران"، فصلنامه پژوهش های اقتصادی، شماره ششم، ص ۳۹-۶۱
- پور آزر، الهام (۱۳۹۱). "برآورد تابع تقاضای برق خانگی استان خوزستان" فصلنامه جستارهای اقتصادی ایران، سال دوم، شماره ۴، صص ۱۸۲-۱۳۸
- توکلی، اکبر و بحرینی، جعفر (۱۳۷۷). "برآورد رابطه تابع تقاضای برق خانگی استان اصفهان". مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۵۲، صص ۱۱۵-۱۳۶.
- حلافی، حمید رضا و علیرضا، اقبالی. "برآورد توابع تقاضای برق استان خوزستان به تفکیک خانگی و صنعتی" نشریه: اقتصاد «اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)» (بهار ۱۳۸۴)، دوره دوم - شماره ۱، صص ۶۳ تا ۸۸
- صفاری پور اصفهانی، مسعود. (۱۳۷۸) "بررسی و پیش بینی تابع تقاضای برق در ایران" مقاله مجله برنامه و بودجه، شماره ۱۳ و ۱۴، صص ۷۵-۹۲
- لیارد پی. آر. جی و ا.ا. والترز. (۱۳۷۷). تئوری اقتصاد خرد. ترجمه عباس شاکری. تهران، نشر نی.
- عسگری، علی (۱۳۷۹). "تخمین تابع تقاضای برق خانگی و برآورد کشش قیمتی و درآمدی آن". مجله برنامه و بودجه، شماره ۶۲ و ۶۳، صص ۱۰۳-۱۱۹
- Abdul Razak F. Al-Farisa, b, 2002, The demand for electricity in the GCC countries a Economics Department, College of Business and Economics, United Arab Emirates University, United Arab Emirates b International Monetary Fund, Room 11-536, 700, 19th Street, N.W., Washington, DC, USA Energy Policy 30 (2002) 117-124
- Diabi, A., 1998. "The demand for electric energy in Saudi Arabia: an empirical, investigation. OPEC Review", 22 (1), 13-29.

- Frederick L. Joutz, Associate Professor, Department of Economics, The George Washington University, WashingtonPernille Holvedahl, Frederick L. Joutz(2000),. Energy Economics, DC 20052, (202) 994-4899,
- Houthakker, H. S., P. K. Amer. J. Agr.,. 1974. Verleger and S. Denis.” Dynamic demand analysis for gasoline and residential electricity”. Econ.Vol.56, PP.412-418.
- Hunt, L.C., G. Judge & Y. Ninomiya. (2003). Underlying Trends and Seasonality in UK Energy Demand: A Sectoral Analysis. EnergyEconomics, 25:93-118.
- Hamilton, J.D. (1994). Time Series Analysis. Princeton University Press.
- Maybeck, P.S. (1979). Stochastic Model, Estimation and Control. ,Page 4-13 Academic Press, 1-190.
- R. Inglesi-Lotz. ,2011, ” The evolution of price elasticity of electricity demand in South Africa : A Kalman filter application .Elsevier Energy Policy ” (1-7),doi:10.1016 / j . enpol.2011.03.078